



ESTUDIOS GERENCIALES

www.elsevier.es/estudios_gerenciales

Artículo

La varianza del método común en la relación entre la satisfacción laboral y la satisfacción con la vida

Daniel Arturo Cernas Ortiz^{a,*}, Patricia Mercado Salgado^b y Filadelfo León Cázares^c^a Profesor Investigador, Facultad de Contaduría y Administración, Universidad Autónoma del Estado de México, Toluca, México^b Profesora Investigadora, Facultad de Contaduría y Administración, Universidad Autónoma del Estado de México, Toluca, México^c Profesor Investigador, Departamento de Métodos Cuantitativos, Universidad de Guadalajara, Guadalajara, México

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 25 de marzo de 2017

Aceptado el 17 de noviembre de 2017

On-line el 6 de diciembre de 2017

Códigos JEL:

M12

C18

C38

Palabras clave:

Varianza del método común

Satisfacción laboral

Satisfacción con la vida

RESUMEN

El objetivo de este trabajo fue identificar y medir la presencia de la varianza del método común en la relación entre la satisfacción laboral y la satisfacción con la vida. El diseño de investigación empleado fue correlacional, no experimental y transversal. En concreto, se aplicó una encuesta a una muestra no probabilística de 287 estudiantes mexicanos de maestría. Los datos se analizaron por medio del método de variable marca. Los resultados indican que la correlación entre la satisfacción laboral y la satisfacción con la vida presenta niveles leves de varianza del método común. Este hallazgo pone en tela de juicio la supuesta severidad de la varianza del método común en encuestas autoadministradas que miden varias actitudes en forma simultánea.

© 2017 Universidad ICESI. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

Common method variance in the relationship between job satisfaction and life satisfaction

ABSTRACT

The aim of this study was to identify and measure the presence of common method variance in the relationship between job satisfaction and life satisfaction. The research design was correlational, non-experimental and cross-sectional. Specifically, a survey was applied to a non-probabilistic sample of 287 Mexican MBA students. The data were analyzed by means of the marker variable method. The results indicate that the relationship between job satisfaction and life satisfaction exhibits mild levels of common method variance. This finding casts doubt on the supposed severity of common method variance in self-reported surveys.

© 2017 Universidad ICESI. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY license (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

JEL classification:

M12

C18

C38

Keywords:

Common method variance

Job satisfaction

Life satisfaction

* Autor para correspondencia. Cerro de Coatepec s/n, Ciudad Universitaria, Toluca, Estado de México, México 50100.

Correo electrónico: dacernas@uaemex.mx (D.A. Cernas Ortiz).

A variância do método comum na relação entre satisfação no trabalho e satisfação na vida

R E S U M O

Classificações JEL:

M12
C18
C38

Palavras-chave:

Variância do método comum

Satisfação no trabalho

Satisfação com a vida

O objetivo deste trabalho foi identificar e medir a presença da variância do método comum na relação entre satisfação no trabalho e satisfação na vida. O desenho de pesquisa utilizado foi correlacional, não experimental e transversal. Especificamente, uma pesquisa foi aplicada a uma amostra não probabilística de 287 estudantes de mestrado mexicanos, onde os dados foram analisados usando o método de variável da marca. Os resultados indicam que a correlação entre satisfação no trabalho e satisfação na vida apresenta níveis leves de variância do método comum. Esta descoberta põe em causa a alegada gravidade da variância do método comum em pesquisas auto administradas que medem várias atitudes simultaneamente.

© 2017 Universidad ICESI. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este é um artigo Open Access sob uma licença CC BY (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

1. Introducción

La investigación por medio de encuestas autoadministradas es común en la literatura en administración y organizaciones. Este método es uno de los más utilizados en temas que tienen que ver con el estudio del comportamiento humano en el trabajo (Podsakoff y Organ, 1986), debido, en parte, a la relativa facilidad para aplicar la encuesta y a la necesidad de medir constructos latentes que difícilmente podrían ser observados mediante datos objetivos. No obstante, la aplicación de una encuesta autoadministrada es un asunto más complejo de lo que se piensa. La medición simultánea de varios constructos por medio del mismo instrumento es proclive a los sesgos (por ejemplo, condescendencia, correlaciones ilusorias, lenidad, efecto de consistencia, halo, deseabilidad social, etc.) asociados al uso de un método común, que son sistemáticos (alteran todas las puntuaciones o respuestas a las preguntas que se incluyen en un cuestionario; Fiske, 1982) y que dan origen a un problema presente en casi todas las encuestas autoadministradas: la varianza del método común.

La varianza del método común se define como la variación sistemática entre dos o más variables que resulta del método utilizado para recolectar los datos (McGonagle, 2017; Simmering, Fuller, Richardson, Ocal y Atinc, 2015). Este fenómeno causa preocupación debido a que artificialmente infla (o desinfla) las relaciones entre las variables de interés (Malhotra, Schaller y Patil, 2017), ya que es independiente de la varianza sustantiva (verdadera) que pueda haber entre ellas. Por ejemplo, tenga en cuenta que las personas comúnmente sienten la necesidad de ser aprobadas por los demás (deseabilidad social). De esta manera, cuando se responde un cuestionario se suele contestar las preguntas en una forma que se considere aceptable para el encuestador, o para sentirse bien al salvaguardar la autoestima en encuestas anónimas (Podsakoff, MacKenzie, Lee y Podsakoff, 2003). Si el deseo de ser «bien visto» influye todas las respuestas del cuestionario, entonces las variables medidas mostrarán una correlación que se debe más a este hecho que a su verdadera asociación teórica o conceptual. Inclusive, existe la posibilidad de que las variables no compartan ninguna varianza y aun así se detecte una correlación significativa entre ellas (Podsakoff y Organ, 1986).

Aunque también está presente cuando se miden fenómenos como personalidad, aptitudes y valores, la varianza del método común es particularmente problemática en los instrumentos que miden varias actitudes al mismo tiempo (Podsakoff et al., 2003). Una actitud es un juicio evaluativo sobre objetos particulares como personas, cosas o eventos (Robbins y Judge, 2009). Para medirlas, se suele pedir a los individuos que emitan una serie de juicios sumarios sobre varias oraciones que, en teoría, miden los conceptos de interés. No obstante, esta forma de medición involucra procesos cognitivos que requieren un nivel alto de abstracción

por parte de los respondientes (por ejemplo, la ponderación, inferencia, predicción, interpretación y evaluación de experiencias). Si tales procesos pueden ser influenciados por el instrumento de medición al momento de aplicar la encuesta, entonces todas las actitudes medidas estarán afectadas en la misma dirección y sentido por tales efectos (sesgos) del método.

La satisfacción laboral y la satisfacción con la vida son dos actitudes cuya medición es proclive a la varianza del método común. La satisfacción laboral se refiere a los sentimientos positivos hacia el trabajo con base en la evaluación de sus características (Locke, 1969). La satisfacción con la vida se entiende como la evaluación global de la calidad de vida de una persona (Shin y Johnson, 1978). De acuerdo con la hipótesis del derrame, diferencias básicas en personalidad y afectividad predisponen a las personas a estar diferencialmente satisfechas con varios aspectos de sus vidas, incluido su trabajo (Heller, Judge y Watson, 2002). Es decir, los estados afectivos disposicionales (que son relativamente estables durante toda la vida) se derraman en las evaluaciones que las personas hacen de su trabajo y, por lo tanto, a mayor satisfacción con la vida mayor satisfacción laboral (Unanue, Gómez, Cortez, Oyanedel y Mendiburo-Seguel, 2017). No obstante, la investigación sobre ambos tipos de satisfacción a menudo se basa en el análisis de datos recolectados mediante encuestas autoadministradas que miden ambas variables en forma simultánea. De tal suerte, las relaciones podrían estar contaminadas por algún sesgo del método.

Con base en lo anterior, el objetivo de este trabajo es determinar la presencia y severidad de la varianza del método común en la correlación entre la satisfacción laboral y la satisfacción con la vida. Para lograr este objetivo, se emplea un diseño de investigación correlacional, no experimental y transversal. En concreto, se aplica una encuesta a una muestra no probabilística de 287 estudiantes mexicanos de Maestría en Administración. Para analizar los datos se utiliza el método de Williams, Hartman y Cavazotte (2010). Este método opera mediante técnicas de análisis de ecuaciones estructurales y permite determinar si las relaciones de interés están alteradas por la varianza del método común, cuantificar en términos porcentuales y a nivel de reactivos individuales la cantidad de esta varianza, y realizar análisis de sensibilidad para explorar el nivel máximo de tal fenómeno que puede provocar sesgo (o inflación) en las relaciones de interés. El procedimiento en mención ha sido utilizado con buena aceptación en las publicaciones de alto impacto en administración y organizaciones (Bock, Opsahl, George y Cann, 2012; Kovjanic, Schuh, Jonas, van Quaquebeke y van Dick, 2012).

En general, este artículo contribuye a la literatura sobre actitudes de relevancia organizacional al mostrar evidencia de que la varianza del método común, si bien puede ser un problema grave, quizá no esté tan íntimamente atada a la medición simultánea

de actitudes en encuestas autoadministradas como, al parecer, se presume.

El resto de este trabajo se organiza de la siguiente forma. En la siguiente sección se aborda con más detalle la varianza del método común. A continuación, se delinea brevemente la investigación sobre la satisfacción laboral y la satisfacción con la vida. En la sección contigua se describe la metodología empleada en el estudio, se describe el método de Williams et al. (2010) y se esbozan algunos métodos que le anteceden. Después se presentan los resultados obtenidos, la discusión de los mismos, algunas recomendaciones para investigadores y una conclusión general.

2. Marco teórico

En esta sección se abordan los antecedentes teóricos del estudio y se presenta la hipótesis a probar. Primero se explica en detalle el problema de la varianza del método común. A continuación se presentan los antecedentes de la satisfacción laboral y la satisfacción con la vida, se argumenta la relación entre las variables y se presenta la hipótesis.

2.1. La varianza del método común

La validez interna de cualquier estudio estriba en la ausencia de explicaciones (o hipótesis) alternativas para la relación experimental entre causas y efectos, o para la correlación entre dos variables en un estudio no experimental (Campbell y Stanley, 1963). Existen múltiples amenazas a este tipo de validez (Cook, Campbell y Peracchio, 1990), teniendo cada una de ellas el potencial de menuejar la credibilidad de los resultados obtenidos. En los estudios no experimentales, una de las amenazas más preocupantes es el error de medición y sus dos componentes: el aleatorio y el sistemático (Bagozzi y Yi, 1991).

El error sistemático es particularmente serio porque es una explicación alternativa directa para la relación observada entre dos conceptos. Uno de los fenómenos más comúnmente asociados a tal error es la varianza del método común que es causada por un sesgo (o conjunto de sesgos¹) que altera (hacia puntuaciones altas o bajas) las respuestas a las preguntas que se incluyen en un cuestionario (Fiske, 1982). Cuando en la aplicación de un instrumento de medición existe un error sistemático alto, los constructos involucrados exhibirán una correlación alta debido a que todas las preguntas se contestaron con puntuaciones similares independientemente de su contenido (Bagozzi y Yi, 1991; Podsakoff y Organ, 1986; Podsakoff et al., 2003). En este caso, sobra decir que la relación detectada será espuria.

La severidad de la varianza del método común es un asunto controvertido. En un estudio muy influyente de Cote y Buckley (1987) se encontró que la asociación sustantiva entre una gran variedad de constructos psicológicos suele ser menor al 50% de las correlaciones reportadas. El mismo estudio indicó que las correlaciones pueden estar sesgadas (infladas) hasta en un 26,3% por los efectos del método. Como se intuye, la varianza del método común puede ser una gran amenaza a la validez interna de los estudios correlacionales, e investigaciones adicionales respaldan esta postura (Meade, Watson y Kroustalis, 2007). Algunos investigadores, sin embargo, piensan que esta conclusión podría estar exagerada. Specter (2006), por ejemplo, argumenta que si bien la varianza del método común es un problema potencial, esta ha adquirido la categoría de 'leyenda urbana' y debería probarse más que suponerse a priori. Recientemente, Fuller, Simmering, Atinc, Atinc y Babin (2016), en una serie de simulaciones, observaron que el fenómeno en cuestión debe

ser muy alto (70% o más) para inflar las correlaciones de forma indebida. En concordancia con estos autores, varios investigadores (Schaller, Patil y Malhotra, 2015) han examinado la presencia de la varianza del método común en sus datos y solo han encontrado niveles leves.

En síntesis, tal parece que, como lo recomiendan Fuller et al. (2016), para afianzar los resultados de los estudios correlacionales en que varios constructos se miden simultáneamente por medio de una encuesta autoadministrada, la varianza del método común es algo que debe examinarse. Esta recomendación es particularmente relevante en el caso de la medición de actitudes, pues si algo parece claro en el debate sobre la presencia y severidad de los efectos del método, es que esta es más proclive a presentarse en estudios que involucran la medición de actitudes (Cote y Buckley, 1987; Podsakoff y Organ, 1986; Podsakoff et al., 2003).

2.2. Satisfacción laboral y satisfacción con la vida

La satisfacción laboral es quizá el antecedente del comportamiento humano en el trabajo más estudiado en el mundo entero. Desde los afamados estudios de Hawthorne (Mayo, 1949) se ha creído en forma casi ciega que la satisfacción laboral es importante porque predice la productividad. En verdad, hubo y aún hay psicólogos y administradores que consideran al concepto en cuestión como el «santo grial» para elevar el desempeño de los grupos de trabajo (Landy, 1989). Por supuesto, tales creencias han sido desafiadas por investigaciones serias (Iaffaldano y Muchinsky, 1985; Judge, Thoresen, Bono y Patton, 2001), dejando claro que los mecanismos que conectan la satisfacción con el desempeño son complejos, que la relación entre estas variables puede tener una causalidad reversa (por ejemplo, el alto desempeño causar la satisfacción) y que inclusive podría ser espuria (por ejemplo, ambas, la satisfacción y la productividad estar causadas por otras variables no incluidas en los análisis). En lo que el debate sobre la importancia de la satisfacción laboral continúa, la investigación ha seguido avanzando sobre los factores que la anteceden.

En general, la investigación sobre satisfacción laboral indica que esta actitud puede tener tres fuentes: la situación, las disposiciones y la interacción entre situación y disposiciones (Judge y Klinger, 2008). Los enfoques situacionales postulan que factores identificables del trabajo fomentan la satisfacción. Por ejemplo, el modelo de las características del trabajo (Hackman y Oldham, 1976) sugiere que la actitud en mención es el resultado de trabajar en un ambiente cuyas características (por ejemplo, significado y autonomía) proveen de una alta motivación intrínseca. Más recientemente, el modelo de las demandas y los recursos laborales (JD-R por el acrónimo en inglés de *job demands-resources*) (Bakker y Demerouti, 2007) sugiere que cuando las demandas laborales (por ejemplo, sobrecarga de trabajo) son bajas y los recursos laborales (por ejemplo, apoyo social) son altos, las personas tienden a experimentar una alta satisfacción en sus labores. Por su parte, los modelos disposicionales afirman que la satisfacción laboral tiene que ver más con la personalidad y otras características relativamente estables del individuo que con su entorno de trabajo (Hahn, Gottschling, König y Spinath, 2016; Ilies y Dimotakis, 2015). Judge y Locke (1993), por ejemplo, encontraron que la disposición afectiva de las personas (la tendencia a estar satisfechas con objetos de la vida diaria) está fuertemente correlacionada con la satisfacción laboral. Finalmente, los modelos interactivos indican que las características del trabajo tienen un efecto en la satisfacción pero que este es mediado o moderado por las disposiciones individuales. Como ejemplo, Judge, Locke, Durham y Kluger (1998) mostraron que los individuos con evaluaciones más positivas de sí mismos (disposiciones) percibían más valor intrínseco en su trabajo (situación) y este elevado valor intrínseco estaba fuertemente relacionado con la satisfacción laboral.

¹ Véase Podsakoff et al. (2003) para una lista y una explicación minuciosa de los sesgos que pueden provocar la varianza del método común.

Durante los últimos 20 o 30 años, el enfoque más dominante en el estudio de los antecedentes de la satisfacción laboral ha sido el disposicional (Ilies y Dimotakis, 2015; Judge y Klinger, 2008). Es decir, la evidencia sugiere que las características relativamente estables de los individuos como personalidad, percepciones, valores, otras actitudes, y hasta la genética, hacen que la satisfacción laboral varíe poco aun cuando las personas cambian de trabajo (Arvey, McCall, Bouchard, Taubman y Cavanaugh, 1994). En esta línea de pensamiento, la satisfacción con la vida es una de las actitudes con gran potencial para influenciar la satisfacción laboral (Mishra, Nielsen, Smyth y Newman, 2014; Peterson, Park, Hall y Seligman, 2009).

La literatura muestra que la satisfacción con la vida es un componente básico de un concepto mayor: el bienestar subjetivo (Diener, Oishi y Lucas 2003). Este concepto (comúnmente llamado felicidad) se refiere a las reacciones evaluativas de una persona sobre su vida y se compone de tres elementos: afecto positivo, falta de afecto negativo y satisfacción con la vida (Andrews y Withey, 1976). Entre estos componentes, la satisfacción con la vida representa el aspecto cognitivo y es básicamente un juicio que depende de la comparación de las circunstancias personales con lo que uno mismo cree que es un estándar apropiado de vida (Diener, Emmons, Larsen y Griffin, 1985).

La satisfacción con la vida, al igual que su contraparte laboral, tiene múltiples antecedentes (Vinson y Ericson, 2014). Uno de tales (y quizá el más controversial) es el ingreso económico. Se ha documentado que los individuos de las naciones ricas reportan niveles más altos de satisfacción con la vida que los de las naciones pobres (Diener y Diener, 1995; Veenhoven, 1991). Sin embargo, otras investigaciones indican que esta asociación es débil, pues países ricos como Japón reportan niveles más bajos de bienestar subjetivo que otras naciones menos económicamente favorecidas, como Colombia (Diener, Scollon, Oishi, Dzokoto y Suh, 2000; Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico, 2017). En vista de los contrastes, la investigación se ha tornado a indagar sobre la influencia que la cultura y las disposiciones tienen sobre la satisfacción con la vida. Los hallazgos indican que esta actitud es bastante estable a través de los años (Gale, Deary y Stafford, 2013) y que está fuertemente asociada con disposiciones individuales como la personalidad (DeNeve y Cooper, 1998), así como con factores aún más estables (innatos) como la genética (Bartels, 2015).

La satisfacción con la vida es un constructo importante en la investigación psicológica porque está relacionado (negativamente) con variables críticas para la salud pública como la depresión (Nes et al., 2013). Asimismo, está relacionada con actitudes particulares, como la satisfacción laboral. En general, existen dos explicaciones para la relación entre ambos tipos de satisfacción. La primera es la hipótesis de la compensación que postula que las personas compensan su insatisfacción en alguna área de su vida (por ejemplo, la familia) con una alta satisfacción laboral (Iris y Barrett, 1972). La segunda explicación es la hipótesis del derrame que sugiere que la satisfacción con la vida hace que los individuos tengan más emociones y sentimientos positivos volviéndose proclives a ser felices (estar satisfechos) en una gran variedad de aspectos, incluyendo el trabajo (Heller et al., 2002). Como se indica, mientras que la hipótesis de la compensación predice una relación negativa entre la satisfacción con la vida y la satisfacción laboral, la hipótesis del derrame predice una relación positiva entre ambas. A la fecha, la evidencia empírica apoya fuertemente la hipótesis del derrame y muy débilmente la de la compensación (Unanue et al., 2017). Por supuesto, también hay quienes piensan que la satisfacción con el trabajo eleva la satisfacción con la vida (Colbert, Bono y Purvanova, 2016). En concreto, se postula que dado que el trabajo es una parte importante de la existencia, las personas que disfrutan de su trabajo también experimentarán una mayor satisfacción con su vida (Unanue et al., 2017). En esta proposición, sin embargo,

la relación entre ambas satisfacciones dependería de la importancia que las personas le den al trabajo. Por lo tanto, es más probable que la satisfacción con la vida afecte a la laboral, o bien que ambas satisfacciones se afecten mutuamente.

Al margen de los antecedentes y consecuencias teóricas de las actitudes en cuestión, está el hecho de que la investigación sobre ellas casi siempre se lleva a cabo por medio de encuestas autoadministradas en las que las dos se miden de forma simultánea. Como ya se había comentado, esto puede ser problemático debido a que la medición puede estar influenciada por los efectos del método (por ejemplo, la varianza del método común). Ante esta posibilidad, sintéticamente se postula la siguiente hipótesis.

Hipótesis. La asociación positiva entre la satisfacción laboral y la satisfacción con la vida está contaminada por la varianza del método común en una forma tal que cuando esta se controla, la significancia de la relación entre las dos actitudes se debilita pudiendo tornarse no significativa.

3. Metodología

En esta parte se explica la metodología empleada en el estudio. En primer lugar se detallan los datos y el procedimiento de recolección utilizado. Luego se describen las medidas utilizadas. Finalmente, se describe a detalle la técnica de análisis que se utilizó para probar la hipótesis.

3.1. Datos y procedimiento

El presente es un estudio cuantitativo, correlacional y no experimental. Los datos se obtuvieron por medio de una encuesta autoadministrada a una muestra de 299 estudiantes mexicanos de Maestría en Administración. Después de eliminar algunas observaciones incompletas (4%), la base de datos final se compuso de 287 observaciones. Los datos se recolectaron mediante un muestreo no probabilístico en una universidad del centro de México. Los respondientes participaron de manera voluntaria; asimismo, todos mencionaron tener experiencia laboral al momento de la encuesta.

La tasa de respuesta fue alta porque los cuestionarios se aplicaron durante las horas de clase. Amablemente, se ofreció a los estudiantes la posibilidad de compartirles los resultados de la investigación como incentivo para responder honestamente al cuestionario. En todo caso se emplearon mecanismos para asegurar el anonimato de las respuestas. Por ejemplo, en los cuestionarios no se pidieron nombres ni ningún dato que permitiera la identificación de los respondientes. También se pidió que los profesores no estuvieran presentes en la sesión de recolección de datos y se dejó claro que la información sería estudiada en agregado y, por lo tanto, no habría juicios sobre individuos en particular (por ejemplo, qué tan satisfecha está alguna persona en específico).

Aunque la muestra utilizada es más ilustrativa que totalmente representativa de la población a la que se pretende hacer inferencias, existen razones para suponer un nivel adecuado de confianza en los resultados obtenidos (no sin precauciones) y su generalización. En primer lugar, todos los participantes tenían experiencia laboral directamente relevante a la formación y al cambio de actitudes en el trabajo. Además, todos los respondientes fueron personas adultas con suficiente madurez psicológica para emitir un juicio sobre su satisfacción con la vida.

En cuanto a la demografía de los participantes, 128 fueron hombres (44,6%) y 159 (55,4%) mujeres. La edad promedio fue de 31,32 años (hombres: 32,6; mujeres: 30,3). La mayoría de los respondientes eran empleados de tiempo completo, aunque una pequeña parte de ellos estaba desempleada al momento de contestar la encuesta (3,8%). A los desempleados se les pidió que contestaran de acuerdo a su experiencia laboral más reciente. No

se recolectaron datos de ingreso económico debido a que esta pregunta es sensitiva y podía haber incitado un bajo nivel de respuesta.

3.2. Medidas

3.2.1. Satisfacción laboral

Se utilizó la escala global de satisfacción laboral de Brayfield y Rothe (1951) en su versión corta adaptada y validada por Judge, Bono y Locke (2000). Esta medida se compone de cinco preguntas en una escala tipo Likert cuyas anclas verbales fueron 1 (muy en desacuerdo) y 7 (muy de acuerdo). La oración «Yo realmente disfruto mi trabajo» ejemplifica un reactivo de la escala. Judge et al. (2000) reportan un estimado de consistencia interna de 0,89 para esta medida.

3.2.2. Satisfacción con la vida

Se utilizó la escala de Diener et al. (1985) para medir la satisfacción global con la vida. La escala consta de cinco reactivos en un formato tipo Likert cuyas anclas verbales fueron 1 (muy en desacuerdo) y 7 (muy de acuerdo). La oración «Si pudiera vivir mi vida una vez más, creo que no cambiaría casi nada» es un reactivo de la escala. Diener et al. (2000) reportan un estimado de consistencia interna de 0,81 para esta medida.

Las escalas se tradujeron al español de su original en inglés. Después, una persona ajena al proyecto retradujo las preguntas a su idioma inicial. Esta re-traducción se comparó con la versión inglesa de las escalas y las discrepancias detectadas se corrigieron hasta que los reactivos se consideraron equivalentes en ambos idiomas. En todo caso, la traducción se hizo a significados comparables no necesariamente literales.

3.3. Análisis

Para probar la hipótesis planteada se realizaron análisis de confiabilidad de las medidas (alfa de Cronbach), de correlación (Pearson) y, principalmente, de detección de la varianza del método común y su severidad. A continuación se esbozan dos predecesores del método de Williams et al. (2010) y se describe este método a detalle.

Existen varios métodos para determinar la varianza del método común. Uno de los más conocidos es la prueba de un factor de Harman (Hair, Black, Babin, Anderson y Tatham, 2006). Este procedimiento se lleva a cabo mediante un análisis factorial exploratorio con todas las variables de interés y se analiza la matriz de factores no rotada. En el caso de que emerja un solo factor, o de que uno solo represente la mayor parte de la varianza explicada, se concluye que las variables están contaminadas por la varianza del método común. Este método es fácil de ejecutar pero es poco conservador y confuso para establecer la severidad de los efectos del método. Por un lado, la posibilidad de encontrar un solo factor (o un factor mayoritario) disminuye a medida que se incrementa la cantidad de variables analizadas. De tal suerte, cuando se analizan muchas variables, es casi seguro que aparecerán varios factores independientemente de la presencia de algún sesgo sistemático. Por otro lado, aun cuando se detecte un solo factor, es muy difícil saber la cantidad de varianza del método común que contamina las observaciones. Inclusive, si se observaran dos (o más) factores dominantes, sería complejo establecer si los datos comparten algún efecto del método (Podsakoff y Organ, 1986).

Un acercamiento más preciso que el anterior es el de Lindell y Whitney (2001). Antes que nada, este procedimiento requiere que en el instrumento de medición, además de incluirse las variables de interés, se incluya otra variable (marca) que en teoría no esté relacionada con ellas pero que sea igual de susceptible a los sesgos de medición (por ejemplo, condescendencia, correlaciones ilusorias, etc.). La suposición es que cuando la varianza del método común

está presente, la variable marca estará igual de afectada que las variables sustantivas por los efectos del método.

El procedimiento de Lindell y Whitney (2001) consta de varios pasos. Primero se deben calcular las correlaciones entre las variables de interés y la variable marca para identificar la menor de ellas (correlación marca). Esta correlación se toma como indicativo de la varianza del método común, ya que si no existe fundamento para la asociación entre una variable sustantiva y la marca, cualquier relación entre ellas, significativa o no, se debería a que los respondientes contestaron de forma (más o menos) similar a los reactivos del cuestionario independientemente de su contenido. Una vez hecho esto, se determina la correlación parcial entre las variables sustantivas controlando por la correlación marca y se calcula un valor t (con sus niveles de significancia asociados) para cada correlación parcial². Si las correlaciones parciales obtenidas no igualan su nivel de significancia original, entonces los coeficientes originales están contaminados por la varianza del método común.

Adicionalmente, Lindell y Whitney (2001) proponen llevar a cabo un análisis de sensibilidad para determinar el nivel máximo de varianza del método común que haría que la correlación entre las variables sustantivas fuese espuria. Para esto, primero se debe transformar a la correlación marca en un valor Z mediante la transformación de Fisher. Luego, este valor se ajusta a diferentes valores de la distribución normal correspondientes a ciertos niveles críticos de α (por ejemplo, α (0,05) = Z_{α} (1,96); α (0,01) = Z_{α} (2,57)). Con las cifras obtenidas se vuelven a calcular las correlaciones parciales entre las variables sustantivas para determinar los alcances de los efectos de la varianza del método común. Por ejemplo, la correlación entre dos variables podría no perder su nivel de significancia al nivel de 0,05, pero sí hacerlo al nivel de 0,01. En este caso, se podría decir que la varianza del método común no es una preocupación al nivel de 95%, pero sí al nivel de 99%.

El método de Lindell y Whitney ha sido utilizado ampliamente en la literatura; no obstante, presenta ciertas limitaciones. En primer lugar, supone que todas las variables analizadas son igualmente afectadas por la varianza del método común (la magnitud de la correlación marca se descuenta por igual de todas las correlaciones sustantivas). Esto es realmente problemático a la luz de la evidencia que indica que no todas las variables (ni todos los reactivos) incluidas en un cuestionario son igualmente susceptibles a los errores sistemáticos de medición (Podsakoff et al., 2003). En segundo lugar, el análisis no permite detectar a nivel de reactivos individuales (ítems) aquellos que son mayormente problemáticos. En contraste, el método de Williams et al. (2010) permite superar las limitaciones mencionadas.

Al igual que el método anterior, el de Williams et al. (2010) también requiere que en el cuestionario se incluya una variable marca (no relacionada teóricamente a las variables de interés) y consta de cinco modelos anidados. Primero se corre un análisis factorial confirmatorio (AFC) para obtener las cargas factoriales (no estandarizadas) de los reactivos de la variable marca así como sus errores de varianza. Luego, se corre otra vez el AFC pero esta vez se fijan los valores de las cargas factoriales y los errores de varianza de los reactivos de la variable marca a los obtenidos en el AFC inicial y se fuerzan todas las correlaciones entre la variable marca y las variables sustantivas a cero (este modelo se llama base). En un tercer modelo, además de las restricciones anteriores, se adiciona una carga factorial constante de los reactivos de las variables sustantivas

² Por cuestiones de espacio, y para mantener sencilla la redacción, se omite reproducir las fórmulas propuestas por Lindell y Whitney para cada uno de estos pasos así como los nombres de cada uno de los modelos que representan los pasos propuestos. Por favor, véase el documento citado y tómense en cuenta las fórmulas 4 y 5 para la correlación parcial y su prueba t con nivel de significancia. Considérese la fórmula 2 para el análisis de sensibilidad.

a la variable marca (este modelo se llama constante). El siguiente modelo (cuarto) es igual al tercero pero esta vez se permite que las cargas factoriales de los reactivos en cuestión se estimen libremente (este modelo se llama sin restricciones). El quinto y último modelo es igual al modelo tres o cuatro (dependiendo de cuál muestre mejores indicadores de bondad de ajuste) pero las correlaciones entre las variables sustantivas se fuerzan a ser iguales a los valores que tenían en el modelo dos (este modelo se llama restringido)³.

La interpretación del procedimiento anterior es como sigue. Si el modelo constante o el modelo sin restricciones muestran un ajuste superior al modelo base y este ajuste es significativo de acuerdo a la prueba de significancia del cambio en χ^2 , las observaciones estarán contaminadas por la varianza del método común. Si el modelo sin restricciones es superior al modelo constante, de acuerdo a la misma prueba, entonces no todas las variables ni todos los reactivos estarán igualmente influenciados por los sesgos sistemáticos de medición. Finalmente, si el modelo restringido muestra un ajuste inferior al modelo base, no solo los datos presentan varianza del método común, sino que esta altera significativamente las correlaciones entre las variables de interés.

Adicionalmente, el procedimiento de Williams et al. (2010) permite analizar la cantidad promedio de efectos del método que contamina los reactivos del cuestionario y determinar aquellos que son más problemáticos. Para esto, se analizan las cargas factoriales completamente estandarizadas de los reactivos de las variables sustantivas en la variable marca y se identifica aquellas que sean significativas. Si un reactivo determinado de una variable sustantiva carga significativamente en la variable marca, esa variable sustantiva está contaminada (en cierta medida) por la varianza del método común y su magnitud será igual al promedio de las cargas de sus reactivos en la variable marca.

Además de lo anterior, Williams et al. (2010) proponen un análisis de sensibilidad. Para esto se utilizan los estimados de los modelos tres o cuatro, dependiendo de cuál ajusta mejor a los datos. Primero se multiplica el error estándar de las cargas factoriales no estandarizadas de los reactivos de las variables sustantivas en la variable marca por diferentes valores de la distribución normal correspondientes a ciertos niveles críticos de α (por ejemplo, $\alpha(0,05) = Z_{\alpha}(1,96)$). Este resultado se suma a las cargas factoriales no estandarizadas originalmente obtenidas. Luego se fuerza a las cargas factoriales del modelo tres, o cuatro, a ser iguales a las cargas factoriales ajustadas al nivel deseado de α y se observa si las correlaciones entre las variables de interés aumentan, o disminuyen, y si pierden su nivel de significancia en comparación con el modelo dos. Si las correlaciones en cuestión cambian y pierden su nivel de significancia a un nivel determinado de α , entonces se puede observar hasta qué punto tales correlaciones son robustas (o sensibles) ante el problema de la varianza del método común.

En el caso particular de esta investigación, y siguiendo las recomendaciones de Simmering et al. (2015), en el cuestionario se incluyó una variable marca consistente en dos reactivos: «Yo creo que recolectar datos por medio de encuestas es importante» y «Me gustaría conocer los resultados de esta encuesta». Esta variable marca cumple con las características ideales indicadas por Richardson, Simmering y Sturman (2009), elegida deliberadamente para ser incluida en el cuestionario como marca, no relacionada teóricamente con las variables principales y similar en contenido y formato a ellas.

Con respecto a lo anterior, en primer lugar hay que tener en cuenta que todas las actitudes tienen un objeto (Brief, 1998). En

el caso de esta investigación, mientras que el objeto de la satisfacción laboral es el trabajo que se realiza, el de la satisfacción con la vida es la vida misma. Como ya se mencionó antes, dado que una parte importante de la vida es el trabajo, existen fuertes razones para esperar una relación significativa entre las dos actitudes. Sin embargo, los reactivos incluidos como variable marca denotan cogniciones y preferencias muy particulares con respecto a la aplicación de encuestas. Puesto que esta actividad no es un elemento crucial en la vida o en el trabajo, a priori no existen fuertes razones para esperar una relación significativa de la variable marca con las actitudes en cuestión. No obstante, la naturaleza de la variable marca sugiere que sus respuestas son tan susceptibles como las de la satisfacción laboral y la satisfacción con la vida a los diversos sesgos como la condescendencia (decir que sí a todo) o la deseabilidad social que provocan la varianza del método común (Podsakoff et al., 2003). Además, la variable marca se midió en una escala tipo Likert igual a la que se usó para medir las dos variables sustantivas y esto eleva la posibilidad de que capture la varianza del método común.

4. Resultados

En esta sección se muestran los resultados obtenidos. Primero se presentan los hallazgos descriptivos. Después, con detalle, se presenta el resultado de la prueba de la hipótesis.

4.1. Resultados descriptivos

La tabla 1 muestra los estimados de consistencia interna de las variables involucradas en este estudio así como las correlaciones bivariadas entre ellas. Como se observa, los valores medios de la variable marca son los mayores; así también, la media de satisfacción con la vida es mayor a la de satisfacción laboral. Los estimados de consistencia interna son aceptables en todos los casos.

En cuanto a las correlaciones, en la tabla 1 se muestra que mientras que aquella entre la satisfacción laboral y la satisfacción con la vida es significativa, la de ambas con la variable marca no lo es. Este resultado brinda confianza sobre la adecuación de la variable marca para realizar el análisis de detección de la varianza del método común.

4.2. Prueba de hipótesis

La hipótesis de este trabajo indica que la relación positiva entre la satisfacción laboral y la satisfacción con la vida está contaminada por la varianza del método común en una forma tal que cuando se controlan los efectos del método, el nivel de significancia de la relación entre las variables se debilita y/o se vuelve no significativo. Como prueba preliminar para esta deducción se realizó el análisis sugerido por Lindell y Whitney (2001) utilizando la asociación entre la variable marca y la satisfacción laboral como correlación marca. El análisis indica que la correlación entre la satisfacción laboral y la satisfacción con la vida bajó a 0,33 después de tomar en cuenta la correlación marca; sin embargo, su nivel de significancia se mantuvo intacto ($p < 0,01$). Los análisis de sensibilidad indican que la asociación entre las variables de interés bajó a 0,31 cuando la

Tabla 1
Estadística descriptiva y correlaciones bivariadas

| Variables | Media | DE | α | 1 | 2 |
|-----------------------------|-------|------|----------|-------|------|
| 1. Satisfacción laboral | 5,32 | 1,23 | 0,90 | | |
| 2. Satisfacción con la vida | 5,53 | 1,00 | 0,85 | 0,39* | |
| 3. Variable marca | 6,11 | 1,13 | 0,71 | 0,09 | 0,11 |

DE: desviación estándar.

* $p < 0,01$.

Fuente: elaboración propia

³ Por limitaciones de espacio, en este documento no se muestran las sintaxis utilizadas en el software LISREL (8,8) ni se detalla con mayor precisión el método en cuestión. Por favor, véase Williams et al. (2010) para una explicación más detallada.

correlación marca se ajustó a $\alpha = 0,05$, y a 0,27 cuando se ajustó a $\alpha = 0,01$, pero en ningún caso varió su p-valor. Preliminarmente, estos análisis rechazan la hipótesis planteada.

La **tabla 2** muestra los valores de bondad de ajuste, significancia y grados de libertad (gl) sugeridos por Williams et al. (2010) para los cinco modelos de su método. Como se puede observar, el AFC original, así como los cuatro modelos restantes, ajustan muy bien a los datos. No solo el índice de ajuste comparativo (CFI por el acrónimo en inglés de *comparative fit index*) es igual a 0,99, sino que, en todos los casos, el p-valor de la χ^2 es superior a 0,05, indicando diferencias no significativas entre la matriz de covarianza original y la calculada con las restricciones incluidas en cada modelo. Notablemente, que el AFC muestre tan buen ajuste indica que las escalas de medición utilizadas (originalmente en inglés) mantuvieron su estructura factorial en el cuestionario que se aplicó en español. En otras palabras, los reactivos cargaron adecuadamente en los constructos teóricos en que deberían hacerlo y las cargas factoriales fueron significativas. La **tabla 3** muestra la comparación de los modelos incluidos en la **tabla 2** con base en la prueba de significancia del cambio en χ^2 ($\Delta\chi^2$). Como se aprecia, los modelos constante y sin restricciones no difieren significativamente del modelo base. También se observa que el modelo constante no difiere significativamente del modelo sin restricciones. Sin embargo, el modelo sin restricciones tiene una χ^2 menor que el modelo constante (**tabla 2**), y esto indica que, tal y como se dijo anteriormente, la suposición de que la varianza del método común afecta por igual a todas las variables y a todos los reactivos es problemática. Adicionalmente, el modelo sin restricciones (que ajusta mejor que el modelo constante) no difiere significativamente del modelo restringido. En conjunto, la comparación de todos los modelos indica que la varianza del método común no es un problema grave en los datos obtenidos. Esta evidencia ayuda a rechazar formalmente la hipótesis de este trabajo.

Interesantemente, el análisis de sensibilidad indicado por Williams y sus coautores muestra que la correlación entre satisfacción laboral y satisfacción con la vida aumenta cuando la varianza del método común se hace más severa. Expresada en coeficientes de máxima verosimilitud (opción por defecto en LISREL 8,8), cuando $\alpha = 0,05$ la asociación dada por el modelo base (0,54) crece a 0,59, y a 0,62 cuando $\alpha = 0,01$. No obstante, estas asociaciones nunca alteran su nivel de significancia, y eso respalda el rechazo de la hipótesis.

Tabla 2
Modelos requeridos por el método de Williams et al. (2010)

| Modelo | χ^2 | p | gl | CFI | RMSEA | χ^2 / gl | NFI |
|-----------------------------|----------|------|----|------|-------|---------------|------|
| 1. AFC | 61,31 | 0,11 | 49 | 0,99 | 0,03 | 1,25 | 0,97 |
| 2. Modelo base | 68,33 | 0,09 | 54 | 0,99 | 0,03 | 1,27 | 0,97 |
| 3. Modelo constante | 69,70 | 0,07 | 53 | 0,99 | 0,03 | 1,32 | 0,97 |
| 4. Modelo sin restricciones | 56,66 | 0,10 | 44 | 0,99 | 0,03 | 1,29 | 0,97 |
| 5. Modelo restringido | 56,67 | 0,11 | 45 | 0,99 | 0,03 | 1,26 | 0,97 |

CFI: índice de ajuste comparativo (*comparative fit index*); NFI: Normed Fit Index; RMSEA: Root Mean Square Error of Approximation.

Fuente: elaboración propia.

Tabla 3
Comparación de modelos

| Modelos comparados | $\Delta\chi^2$ | Δgl | P-valor de $\Delta\chi^2$ |
|--|----------------|-------------|---------------------------|
| AFC versus Modelo base | 7,02 | 5 | 0,22 |
| Modelo base versus Modelo constante | 1,37 | 1 | 0,24 |
| Modelo base versus Modelo sin restricciones | 11,67 | 10 | 0,31 |
| Modelo constante versus Modelo sin restricciones | 13,04 | 9 | 0,16 |
| Modelo sin restricciones versus Modelo restringido | 0,01 | 1 | 0,92 |

Fuente: elaboración propia.

Tabla 4
Cargas factoriales completamente estandarizadas (modelo sin restricciones)

| Reactivos | Satisfacción laboral ^a | Satisfacción con la vida | Variable marca |
|----------------------------|-----------------------------------|--------------------------|----------------|
| Satisfacción laboral 1 | 0,78 | – | 0,03 |
| Satisfacción laboral 2 | 0,86 | – | 0,06 |
| Satisfacción laboral 3 | 0,92 | – | 0,06 |
| Satisfacción laboral 4 | 0,74 | – | 0,01 |
| Satisfacción laboral 5 | 0,66 | – | 0,07 |
| Satisfacción con la vida 1 | – | 0,75 | 0,08 |
| Satisfacción con la vida 2 | – | 0,79 | 0,09 |
| Satisfacción con la vida 3 | – | 0,83 | 0,12 |
| Satisfacción con la vida 4 | – | 0,68 | 0,08 |
| Satisfacción con la vida 5 | – | 0,68 | 0,08 |

^a Las cargas factoriales completamente estandarizadas se pueden convertir a valores porcentuales multiplicándolas por 100.

Fuente: elaboración propia.

Con respecto al análisis individual por variable, se obtuvo que mientras que la satisfacción laboral estuvo, en promedio, contaminada en un 5% por la varianza del método común, la satisfacción con la vida lo estuvo en un 9%. Ambos niveles pueden considerarse bajos de acuerdo a las estimaciones de Fuller et al. (2016). En cuanto a reactivos individuales, ninguno de la satisfacción laboral mostró contaminación más allá del 7% (rango entre 1 y 7%), y ninguno de la satisfacción con la vida lo hizo por arriba del 12% (rango entre 8 y 12%). Ningún reactivo cargó significativamente en la variable marca. Estos resultados se pueden apreciar en la **tabla 4**. Resulta notable que las cargas de los reactivos de las variables sustantivas en la variable marca son, en todos los casos, muy inferiores a su carga en las variables a las que teóricamente pertenecen. Es de notar que en la **tabla 4** no se muestran los reactivos del cuestionario como tal, sino una leyenda representativa (por ejemplo, Satisfacción laboral 1, etc.) debido a que no se tiene el permiso del tenedor de los derechos de autor para reproducirlas en este documento.

5. Discusión

La varianza del método común es una preocupación constante en los estudios correlacionales que involucran la medición de varias actitudes en forma simultánea mediante encuestas autorreportadas. La satisfacción laboral y la satisfacción con la vida son dos actitudes importantes en la literatura organizacional debido a que la primera está relacionada con la productividad y la segunda se considera un antecedente suyo. A menudo, estas actitudes se miden en una forma tal que es muy posible que su asociación esté contaminada por efectos del método, y eso puede levantar dudas sobre su significado teórico y su relevancia práctica. En este trabajo se utilizó un método sofisticado (Williams et al., 2010) para detectar la presencia y la severidad de la varianza del método común y solo se encontraron niveles leves.

Los hallazgos reportados contribuyen, principalmente, a la literatura sobre actitudes laborales. Un cuerpo robusto de investigación indica que la satisfacción laboral tiene varias fuentes (Judge y Klinger, 2008); entre estas, las disposiciones individuales como la satisfacción con la vida. Comúnmente, se piensa que una alta satisfacción con la vida promueve una alta satisfacción laboral debido a que la gente con pensamientos positivos sobre su vida (por ejemplo, gente mayormente feliz) tiende a «mirar positivamente» lo que le pasa en el trabajo y eso aumenta su satisfacción laboral (hipótesis del derrame). Los resultados de este trabajo respaldan esta línea de pensamiento, pues indican que existe una asociación fuerte (39%) entre ambas actitudes. No obstante, los hallazgos de esta investigación avanzan el conocimiento existente al mostrar que la relación en mención no está contaminada por los sesgos sistemáticos de medición a un grado tal como para poner en duda su relevancia.

Este estudio también contribuye a la literatura sobre métodos de investigación en el comportamiento humano en la organización. La discusión sobre el problema de la varianza del método común y de la amenaza que representa a la validez interna de los estudios que utilizan autorreportes ha sido vigorosa. Por un lado, cierta evidencia indica que la varianza del método común suele ser severa y, por lo tanto, las encuestas autoadministradas son un método de investigación intrínsecamente fallido (Cote y Buckley, 1987; Podsakoff et al., 2003). Por otro lado, hallazgos más recientes indican que los efectos del método son algo que debería verificarse y medirse en lugar de suponerse a priori y descontar por anticipado la validez de las encuestas autoadministradas que, en muchos casos, son la única forma de medir ciertos constructos latentes (Fuller et al., 2016). El presente trabajo respalda esta segunda línea de pensamiento, pues muestra que, en efecto, una vez detectada y medida la varianza del método común, no parece ser una amenaza seria a la validez y significado de las correlaciones entre actitudes medidas simultáneamente en el mismo cuestionario.

Por supuesto, lo anterior no significa que los investigadores dejen de poner atención a los métodos procesuales que ayudan a prevenir (en lugar de lamentar y corregir) los posibles sesgos inducidos por la forma de medición. En su obra clásica, Podsakoff y Organ (1986) describen varias formas procesuales de prevenir el fenómeno en cuestión. Entre estas, una de las (quizá) más sencillas es medir diferentes constructos utilizando diferentes escalas, o rangos de escalas. Por ejemplo, en un cuestionario donde todas las preguntas tienen un formato Likert de cinco graduaciones, la posibilidad es más alta de que algunos respondientes se vayan de corrido dando puntuaciones similares a todas las preguntas que en otro cuestionario donde algunas preguntas están formateadas en cinco graduaciones y otras en (por ejemplo) siete.

Ciertamente, este documento presenta limitaciones que restringen el nivel de generalización y/o confianza de los hallazgos reportados y de las conclusiones que de ellos puedan derivarse. En primer lugar está el hecho de que aunque se midieron dos actitudes similares en naturaleza, estas difieren en ámbito y alcance. Es decir, una es muy general (satisfacción con la vida) y la otra es muy particular (satisfacción con el trabajo). Aunque la medición de ambas invoca juicios evaluativos de experiencias, los respondientes quizá no hayan sido tan proclives a los sesgos que causan la varianza del método común porque las preguntas son relativamente claras en cuanto a la diferencia de ámbitos y alcances. Esta claridad no necesariamente podría estar presente cuando se miden actitudes más similares. Por ejemplo, en la literatura organizacional la satisfacción laboral y otras actitudes relativas al trabajo, como el compromiso organizacional, el enganche (*engagement*), el involucramiento, entre otras, comparten un ámbito y alcance tan similar (el trabajo-organización) que algunos autores se cuestionan si entre ellas existe superposición aún a nivel teórico (Harrison, Newman y Roth, 2006). Si esto fuera así, las escalas para medirlas serían tan similares que su medición simultánea podría ser más propensa a la varianza del método común. Ante esta posibilidad, los resultados de este trabajo podrían no ser generalizables a la medición de otras actitudes diferentes a la satisfacción con el trabajo y la satisfacción con la vida. Otra limitación del presente estudio es que la muestra fue relativamente pequeña y (quizá) autoseleccionada, pues se conformó de estudiantes de maestría.

Sin embargo, las limitaciones anteriores representan áreas de oportunidad para investigaciones futuras. Por ejemplo, algo que debería probarse es si la varianza del método común es severa en las correlaciones entre satisfacción laboral y compromiso organizacional (y/u otras actitudes organizacionales) para determinar si su similitud pronuncia el fenómeno en cuestión. También deberían hacerse comparaciones entre estudios que miden las actitudes

simultáneamente y estudios que lo hacen en diferentes momentos en el tiempo para verificar si las correlaciones en verdad cambian al tomar medidas procesuales para controlar los sesgos sistemáticos de medición. Por supuesto que muestras más grandes y de empleados in situ ayudarían más a esclarecer y desmitificar el fenómeno motivo de esta investigación.

6. Conclusión

La varianza del método común es una amenaza a la validez interna de los estudios que, mediante encuestas autoadministradas, miden varias actitudes en forma simultánea. No obstante, la severidad y la prevalencia de este fenómeno son algo controvertidas. En este trabajo se mostró que la presencia del problema en cuestión podría estar exagerada, pues solo se encontraron niveles leves en la correlación entre la satisfacción laboral y la satisfacción con la vida. En este sentido, este resultado brinda confianza en las proposiciones que indican que es una buena idea fomentar la felicidad de las personas para que encuentren sus trabajos más satisfactorios. Por supuesto que aún está por probarse si la varianza del método común es un asunto más crítico entre actitudes más semejantes en ámbito y alcance (por ejemplo, satisfacción laboral y compromiso organizacional). En la medida en que también puedan compararse las correlaciones obtenidas de datos recolectados por diferentes métodos, seguramente se llegará a tener un panorama más claro sobre los efectos de la varianza del método común.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Bibliografía

- Andrews, F. y Withey, S. (1976). *Social Indicators of Well-Being: America's Perception of Life Quality*. New York, NY: Plenum Press.
- Arvey, R., McCall, B., Bouchard, T., Taubman, P. y Cavanaugh, M. (1994). Genetic influences on job satisfaction and work values. *Personality and Individual Differences*, 17(1), 21–33.
- Bagozzi, R. y Yi, Y. (1991). Multitrait-multimethod matrices in consumer research. *Journal of Consumer Research*, 17(4), 426–439.
- Bakker, A. y Demerouti, E. (2007). The job demands-resources model: State of the art. *Journal of Managerial Psychology*, 22(3), 309–328.
- Bartels, M. (2015). Genetics of wellbeing and its components satisfaction with life, happiness, and quality of life: A review and meta-analysis of heritability studies. *Behavioral Genetics*, 45(2), 137–156.
- Bock, A., Opsahl, T., George, G. y Cann, D. (2012). The effects of culture and structure on strategic flexibility during business model innovation. *Journal of Management Studies*, 49(2), 279–305.
- Brayfield, A. H. y Rothe, H. (1951). An index of job satisfaction. *Journal of Applied Psychology*, 35(5), 307–311.
- Brief, A. (1998). *Attitudes in and Around Organizations*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Campbell, D. y Stanley, J. (1963). *Experimental and Quasi-Experimental Designs for Research*. Boston, MA: Houghton Mifflin Company.
- Colbert, A., Bono, J. y Purvanova, R. (2016). Flourishing via workplace relationships: Moving beyond instrumental support. *Academy of Management Journal*, 59(4), 1199–1223.
- Cook, T., Campbell, D. y Perachio, L. (1990). Quasixperimentation. En M. D. Dunnette y L. M. Hough (Eds.), *Handbook of Industrial and Organizational Psychology* (pp. 491–576). Palo Alto, CA: APA Handbooks in Psychology.
- Cote, J. y Buckley, R. (1987). Estimating trait, method, and error variance: Generalizing across 70 construct validation studies. *Journal of Marketing Research*, 24(3), 315–318.
- DeNeve, K. y Cooper, H. (1998). The happy personality: A meta-analysis of 137 personality traits and subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 124(2), 197–229.
- Diener, E. y Diener, M. (1995). Cross-cultural correlates of life satisfaction and self-esteem. *Journal of Personality and Social Psychology*, 68(4), 653–663.
- Diener, E., Emmons, R., Larsen, R. y Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71–75.
- Diener, E., Oishi, S. y Lucas, R. (2003). Personality, culture, and subjective well-being: Emotional and cognitive evaluations of life. *Annual Review of Psychology*, 54, 403–425.
- Diener, E., Scollon, C., Oishi, S., Dzokoto, V. y Suh, M. (2000). Positivity and the construction of life satisfaction judgments: Global happiness is not the sum of its parts. *Journal of Happiness Studies*, 1(2), 159–176.

- Fiske, D. (1982). Convergent-discriminant validation in measurements and research strategies. En D. Brinberg y H. Kidder (Eds.), *Forms of Validity in Research* (pp. 77–92). San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Fuller, C., Simmering, M., Atinc, G., Atinc, Y. y Babin, B. (2016). Common method variance detection in business research. *Journal of Business Research*, 69(8), 3192–3198.
- Gale, C., Deary, I. y Stafford, M. (2013). A life course approach to psychological and social wellbeing. En D. Kuh, R. Cooper, R. Hardy, M. Richards, y Y. Ben-Shlomo (Eds.), *A Life Course Approach to Healthy Ageing* (pp. 1–20). London: Oxford University Press.
- Hackman, J. y Oldham, G. (1976). Motivation through the design of work: Test of a theory. *Organizational Behavior and Human Performance*, 16, 250–279.
- Hahn, E., Gottschling, J., König, C. y Spinath, F. (2016). The heritability of job satisfaction reconsidered: Only unique environmental influences beyond personality. *Journal of Business and Psychology*, 31(2), 217–231.
- Hair, J., Black, W., Babin, B., Anderson, R. y Tatham, R. (2006). *Multivariate Data Analysis*. Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice-Hall.
- Harrison, D., Newman, D. y Roth, P. (2006). How important are job attitudes? Meta-analytic comparisons of integrative behavioral outcomes and time sequences. *Academy of Management Journal*, 49(2), 305–325.
- Heller, D., Judge, T. y Watson, D. (2002). The confounding role of personality and trait affectivity in the relationship between job and life satisfaction. *Journal of Organizational Behavior*, 23(7), 815–835.
- Iaffaldano, M. y Muchinsky, P. (1985). Job satisfaction and job performance: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 97(2), 251–273.
- Iliis, R. y Dimotakis, N. (2015). Genetic influences on attitudes, behaviors and emotions in the work place. En S. Colarelli y R. Arvey (Eds.), *The Biological Foundations of Organizational Behavior*. (pp. 47–69). Chicago, IL: The University of Chicago Press.
- Iris, B. y Barrett, G. (1972). Some relations between job and life satisfaction and job importance. *Journal of Applied Psychology*, 56(4), 301–304.
- Judge, T., Bono, J. y Locke, E. (2000). Personality and job satisfaction: The moderating role of job characteristics. *Journal of Applied Psychology*, 85(2), 237–249.
- Judge, T. y Klinger, R. (2008). Job satisfaction. Subjective well-being at work. En M. Eid y R. Larsen (Eds.), *The Science of Subjective Well-Being* (pp. 393–413). New York, NY: The Guilford Press.
- Judge, T. y Locke, E. (1993). Effect of dysfunctional thought processes on subjective well-being and job satisfaction. *Journal of Applied Psychology*, 78(3), 475–490.
- Judge, T., Locke, E., Durham, C. y Kluger, A. (1998). Dispositional effects on job and life satisfaction. The role of core evaluations. *Journal of Applied Psychology*, 83(1), 17–34.
- Judge, T., Thoresen, C., Bono, J. y Patton, G. (2001). The job satisfaction-job performance relationship: A qualitative and quantitative review. *Psychological Bulletin*, 127(3), 376–407.
- Kovjanic, S., Schuh, S., Jonas, K., van Quaquebeke, N. y van Dick, R. (2012). How do transformational leaders foster positive employee outcomes? A self-determination-based analysis of employees' needs as mediating links. *Journal of Organizational Behavior*, 33(8), 1031–1052.
- Landy, F. (1989). *Psychology of Work Behavior*. Boston, MA: Brooks/Cole Pub Co.
- Lindell, M. y Whitney, D. (2001). Accounting for common method variance in cross-sectional research designs. *Journal of Applied Psychology*, 86(1), 114–121.
- Locke, E. (1969). What is job satisfaction? *Organizational Behavior and Human Performance*, 4, 226–309.
- Malhotra, N. K., Schaller, T. y Patil, A. (2017). Common method variance in advertising research: When to be concerned and how to control for it. *Journal of Advertising*, 46(1), 193–212.
- Mayo, E. (1949). Hawthorne and the Western Electric Company. In *The Social Problems of an Industrial Civilization*. Boston, MA: Routledge.
- McGonagle, A. (2017). Common method variance. En S. Rogelberg (Ed.), *The SAGE Encyclopedia of Industrial and Organizational Psychology* (pp. 191–194). Thousand Oaks: SAGE.
- Meade, A., Watson, A. y Kroustalis, C. (2007, abril). Assessing Common Method Bias in Organizational Research. En: Allen, T. (presidente), 22 Annual Meeting of the Society for Industrial and Organizational Psychology, Nueva York, Estados Unidos.
- Mishra, V., Nielsen, I., Smyth, R. y Newman, A. (2014). The Job Satisfaction-Life Satisfaction Relationship Revisited: Using the Lewbel Estimation Technique to Estimate Causal Effects Using Cross-sectional Data [consultado 21 Jul 2017]. Disponible en: https://business.monash.edu/_data/assets/pdf.file/0007/339478/the_job_satisfaction-life_satisfaction_relationship-revisited_using_the_lewbel_estimation_technique_to_estimate_causal_effects_using_cross-sectional_data.pdf.
- Nes, R., Czajkowski, N., Røysamb, E., Ørstavik, R., Tambs, K. y Reichborn-Kjennerud, T. (2013). Major depression and life satisfaction: A population-based twin study. *Journal of Affective Disorders*, 144(1), 51–58.
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico, OECD (2017). Satisfacción Ante la Vida. OECD Better Life Index [consultado 17 Jul 2017]. Disponible en <http://www.oecdbetterlifeindex.org/es/topics/life-satisfaction-es/>
- Peterson, C., Park, N., Hall, N. y Seligman, M. (2009). Zest and work. *Journal of Organizational Behavior*, 30(2), 161–172.
- Podsakoff, P., MacKenzie, S., Lee, J. y Podsakoff, N. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology*, 88(5), 879–903.
- Podsakoff, P. y Organ, D. (1986). Self-reports in organizational research: Problems and prospects. *Journal of Management*, 12(4), 531–544.
- Richardson, H. A., Simmering, M. J. y Sturman, M. C. (2009). A tale of three perspectives: Examining post hoc statistical techniques for detection and correction of common method variance. *Organizational Research Methods*, 12(4), 762–800.
- Robbins, S. y Judge, T. (2009). *Comportamiento Organizacional*. Ciudad de México: Pearson-Prentice Hall.
- Schaller, T., Patil, A. y Malhotra, N. (2015). Alternative techniques for assessing common method variance. An analysis of the theory of planned behavior. *Organizational Research Methods*, 18(2), 177–206.
- Shin, D. y Johnson, D. (1978). Avowed happiness as an overall assessment of the quality of life. *Social Indicators Research*, 5(1–4), 192–475.
- Simmering, M., Fuller, C., Richardson, H., Ocal, Y. y Atinc, G. (2015). Marker variable choice, reporting, and interpretation in the detection of common method variance: A review and demonstration. *Organizational Research Methods*, 18(3), 473–511.
- Spector, P. (2006). Method variance in organizational research. Truth or urban legend? *Organizational Research Methods*, 9(2), 221–232.
- Unanue, W., Gómez, M., Cortez, D., Oyanedel, J. y Mendiburo-Seguel, A. (2017). Revisiting the link between job satisfaction and life satisfaction: The role of basic psychological needs. *Frontiers in Psychology*, 8, 1–17.
- Veenhoven, R. (1991). Is happiness relative? *Social Indicators Research*, 24(4), 1–34.
- Vinson, T. y Ericson, M. (2014). The social dimensions of happiness and life satisfaction of Australians: Evidence from the world values survey. *International Journal of Social Welfare*, 23(3), 240–253.
- Williams, L., Hartman, N. y Cavazotte, F. (2010). Method variance and marker variables: A review and comprehensive CFA marker technique. *Organizational Research Methods*, 13(3), 477–514.